

集合データによる投票率の分析

岡 田 浩

はじめに

衆院選の投票率は、1993, 1996 年と、それぞれ史上最低の投票率を更新し、参院選も 1992, 1995 年と、やはり史上最低の投票率を記録した。このような投票率の低下傾向に対して、投票時間の延長、不在者投票の要件の緩和が行われ、その影響もあってか 1998 年の参院選の投票率は一転して上昇し、自民党の予想外の敗北をもたらしたと言われるなど、投票率は近年、大きな注目を集めている。

データを用いた実証的な投票参加（投票率）の研究は、日本において、すでに多くの蓄積がなされている。それらは大きく分けて、世論調査データなど、個人をデータの単位とする「サーベイ・データ」によるものと、自治省が発表する公式の選挙統計や国勢調査データなど、特定の地域などを単位として集計された「集合データ」によるものの 2 つに分けられる。

本稿では、選挙区を単位とする集合データを使用して投票参加の問題にアプローチするが、集合データを用いた選挙分析の長所としては以下のようなことがあげられる。

① 個々の選挙区における競争状況を視野に入れることができる。

投票するか棄権するかについての有権者個人の意志決定は、真空状態で行われるのではなく、個々の選挙区ごとに異なる競争状況に基づいて行われる。

たとえば、普段、選挙や政治に関心を持っている人であっても、選挙区に立候補している候補者の間で、あらかじめ結果が予想できるほど得票力の差が歴然としている場合には棄権することが考えられる。

② 選挙区ごとの社会的コンテクスト（文脈）の影響を分析できる。

「サーベイ・データは、個人を社会的コンテクストから引き離し、研究対象の誰も、他人と相互作用をしないものとする。」(Barton, 1968) と言われるように、特に全国サンプルのサーベイ・データによる選挙研究では、各選挙区から、広く薄くデータを集める故、選挙区ごとの相違に焦点を当てた分析は困難である。地方テレビ局・地方新聞等の地域特有のマスメディアの存在など、地域特有の政治情報の流れや、経済・社会的発展の地域的相違、地域の支配的な階級や政党との接触の影響、家族・友人・近隣との相互作用など、個人を単位とし、その属性や意識などに注目するサーベイ・データに基づく分析では見えてこない各地域特有の政治的コンテクストが選挙に

与える影響を、集合データによって分析できる。

③ 選挙統計データは正確性と総合性において優れている

公式の選挙統計に基づく集合データは、現実には測定された投票率を扱うため、実際には投票していないにもかかわらず「投票した」と回答する人が多くなるという、選挙後のアンケート調査などのサーベイ・データにつきものの投票率のオーバー・バリューを避けることができる（山田，1992）。また、サーベイ調査が行われなかった地域や選挙についての分析も可能であり（小林，1985），総合性において優れている。

以上の点が、集合データを用いた分析の長所としてあげられる。それに対して、集合データを用いた選挙分析の短所としては、

① エコロジカル・ファラシーの問題

集合データにおいて変数間に相関が見られるからといって、それは、必ずしも個人レベルにおいても相関が存在するとは言えないという、「エコロジカル・ファラシーの問題」がある。

ロビンソン（Robinson, 1950）は、アメリカで、個人レベルのデータでは黒人であることと識字能力との間には低い相関しか見られないにもかかわらず、州や地域単位で集計したデータでは、黒人の人口比と識字能力の低い人の比率の相関が高いという分析結果が出てしまったという例をあげて、集団単位のデータの関係から、個人単位の場合の関係を直接的に推定してしまう時の危険性を指摘している。

② 有権者の意識を直接、分析対象にすることはできない

意識調査のように個々の有権者の意識を聞いたデータではないので、社会構造の変化等と政治行動の間を媒介する、知覚・価値・態度・自己利益の解釈など、有権者の主観的側面を分析できない（Scarborough, 1991）。

たとえば自治省が集計・発表する選挙統計に関して言えば、有権者の意識ではなく、投票者数、候補者の得票数など、すべて有権者の投票行動の「結果」についてのデータであるので、どちらが原因でどちらが結果であるとは断言しがたい。たとえばその選挙区の接戦度と投票率との関係については、接戦だから普段投票しない人も投票するに至ったという解釈が可能であるが、普段投票しない人が投票したから、結果として接戦になったという解釈も可能である。

以上のような点に留意しつつ、本稿は、集合データを用いて各選挙区の競争状況及び社会的特質と投票率の関係を分析することを通じて、有権者・政党・候補者が、各選挙区において繰り広げる選挙政治のあり方を明らかにすることを目的とする。

先行研究の検討と本稿における分析枠組み

選挙区ごとの集合データを使用した日本の投票率研究は、農村型選挙区における、動員による投票率の高さに注目した京極純一の研究（京極，1959）や、降水量の投票率への影響と、その影響力が都市度の違いによって左右されることに注目した田中善一郎の研究（田中，1980）のような70年代までの研究を除けば、合理的選択論、特にピボタル・ヴォーター・モデル(pivotal voter model)とも言われる、有権者の側の合理的選択に注目したモデルに基づく研究が中心となってきた。このモデルは以下のように定式化されることが多い。

$$R = PB - C + D$$

R: 投票により有権者が得る利益

P: 自分の投票が選挙結果に影響を与える主観的確率

B: 選挙の際、提示される選択肢間の利益の違いの大きさ

C: 投票にかかる費用

D: デモクラシーを維持するため等、投票すること自体からくる長期的利益

ここで、Rがプラスであれば投票し、マイナスであれば棄権するとされる。

このピボタル・ヴォーター・モデルに基づく日本の選挙区ごとの集合データを用いた投票率研究としては、「一票の重さ」と「接戦度」に注目した宮野勝による研究（宮野，1989）や、国政選挙ではないが、地方選挙の投票区ごとの投票率を分析した西澤由隆による研究（西澤，1991）や、選挙の競争倍率、接戦度、同日選挙か否か、天候など「選挙の舞台装置」の投票率への影響に注目した山田真裕による研究などがあげられる（山田，1992）。

このピボタル・ヴォーター・モデルは、有権者側の合理的選択に注目しているが、政党や候補者など動員側の合理的選択行動に注目した戦略的エリート・モデル（strategic elites model）に基づく研究も、近年、浅野正彦（浅野1998）やG. コックスら（Cox et al., 1999）によって行われている。このモデルでは、選挙が接戦であれば、政党や候補者の動員努力が高まるので、投票率も高くなることに注目する。

以上見てきた合理的選択論に基づく投票参加のモデルは、その時々「選挙の舞台装置」など外部環境が、合理的な有権者や政党・候補者による投票/動員の決定に影響を与えると想定するが、有権者や政党・候補者を外部環境に対処する、合理的な、均一のアクターとしてとらえる傾向があるため、投票動機や動員のあり方などの質的な変化や相違、投票参加や動員に必要な資源・能力の変化や相違が視野に入りにくい。それゆえ、個々の選挙ごとに変化する競争状況が、有権者の投票意欲や、政党や候補者の動員努力に影響し、それが投票率に及ぼす影響についての短期的な変動のモデルを形成するには優れているが、有権者の属性・意識・参加資源の変化や、動員のあり方や動員資源の変化など、長期的・構造的な要因の影響についての分析は合理的選択論に基

づく投票参加モデルでは限界があると思われる。

以上のことを踏まえて、本稿では、投票率に関係する有権者側の要因のみならず動員側の要因も考慮し、また、合理的選択論で主に注目される短期的な選挙競合のあり方に関する要因のみならず、農村型動員と他律的投票行動の存在を指摘した京極純一の研究(京極, 1959)のように、長期的・構造的な要因にも留意するというように、特定の限定的なモデルに依拠するのではなく、より幅広い枠組みで説明変数を選択する。

被説明変数—何を説明するのか—

本稿における被説明変数は二種類である。一つは「選挙区間の投票率の差異」、つまり1回の衆院選においてみられる選挙区間の投票率の差異をどう説明するかの問題であり、そこからは投票率を規定する長期的・構造的な要因が明らかになることが期待される。

もう一つの被説明変数は、「選挙区ごとの投票率の変動」、つまり、二回の選挙での同じ選挙区の投票率の変動をどう説明するかの問題である。ここでは投票率の短期的な変動をもたらす要因が明らかになることが期待される。

説明変数—何で説明するのか—

投票率に影響を与えるであろう要因は、個々の選挙ごとに変動する接戦度、競争率、候補者数などの選挙の「競争状況」に関する要因と、都市度や年齢構成比、産業別人口比など、選挙区の「社会的特質」に関する要因の2つに分けられる。先述したように前者は合理的選択論によって、しばしば取り上げられてきた要因であり、後者は投票参加の社会・心理的モデルや社会動員モデルで取り上げられてきた要因である。

次に、説明変数のそれぞれが投票率に及ぼすであろう影響についての仮説と、その平均値の時系列的変化について順に見てみよう¹。(表1参照)

¹ 選挙統計データは、自治省選挙部「衆議院議員選挙結果調」から。選挙区の社会的特質に関するデータは、総務庁統計局統計調査部「国勢調査報告」を市町村と選挙区とを対応させて計算した。その際、複数の選挙区にまたがる自治体が存在した場合は、その自治体の人口をより多く占めている方の選挙区に含めて集計した。また、選挙統計データは各衆議院選挙ごとにそろっているが、社会的特質に関するデータは、1985年と95年のデータのみ現在、手元で利用可能であるので、1986年の衆議院選挙に関しては1985年の社会的特質データを、1993年と96年の衆議院選挙に関しては1995年の社会的特質データを割り当てて分析した。それゆえ、1990年の衆議院選挙は今回の分析から除外している。

表 1: 各説明変数の平均値の推移

	1986	1993	1996
自民党候補者数	2.477	2.209	0.960
政党数	3.946	4.705	3.827
接戦度	13,676.000	10,417.054	26,585.943
競争率	1.464	1.557	2.387
一票の重さ	167,196.292	181,296.051	325,602.397
65 歳以上比	0.111	0.161	0.153
単身世帯比	0.063	0.086	0.087
転入比	0.049	0.049	0.051
昼人口絶対値	0.092	0.128	0.137
DID 人口比	0.536	0.572	0.611
第一次産業比	0.056	0.039	0.034

1. 選挙区の競争状況に関わる説明変数

① 自民党候補者数

自民党から出ている候補が多いほど、同じ自民党候補間の票の掘り起こしが行われ、また有権者にとっても、自民党候補間での選択の余地が与えられているので、中選挙区制下では自民党候補が多い選挙区ほど投票率が高かったであろうと予想される。

1 選挙区あたりの自民党候補数の選挙区平均は、中選挙区制下の 1986 年は 2.477、1993 年は 2.209 となっていたが、1 人しか当選者が出なくなった小選挙区制下の 1996 年の衆院選では、平均値は当然 1 に近くなり 0.960 となった。

② 候補者を出している政党数

候補者を出している政党の数が多いほど、政党間の動員競争がさかんになり、また、有権者にとっても、投票する政党の選択の余地が増えることになるので、政党数が多いほど、投票率が高くなると予想される。

1 つの選挙区から立候補者を出している政党数の選挙区平均は、1986 年には 3.946、1993 年衆院選は日本新党・さきがけ・新生党の 3 新党参入の影響で増加して 4.705、1996 年衆院選は、小選挙区制導入の影響か、政党数の平均は減少して 3.827 となっている。

③ 接戦度 (=最下位当選者の得票数一次点者の得票数)

接戦度が高まれば高まるほど(得票差が少なくなればなるほど)、政党や候補者間の動員努力がより激しくなり、また有権者も接戦になるほど自らの投票が結果を左右する可能性について高く評価されると思われるので、接戦度が高くなるほど投票率が高くなると予想される。

中選挙区制下の接戦度(得票差)は、1986年は13,676,000票、1993年は10,417,054票であったが、小選挙区制が導入された1996年には26,585,943票となり、中選挙区制に比べて得票差が2倍以上拡大して接戦度が低下している。

こうした得票差の拡大は、当然、動員側の動員意欲や有権者の投票意欲を低下させることを通じて、投票率を下げる方向に作用すると考えられる。

④ 競争率(=有効候補者数/定数)

当選に必要な法定得票数である、定数1あたりの有効投票総数の6分の1以上の得票を得ていない候補者は泡沫候補として除外して、残りの「有効候補者」を定数で除したものがここで言う「競争率」である。この競争率、すなわち「定数あたりの候補者」が多いほど、政党や候補者間の動員合戦が熾烈になり、有権者にとっても、それだけ政党や候補者の選択肢が増えるということになるので、高い競争率は高投票率につながると予想される。

競争率の選挙区平均は、1986年には1.464、1993年には1.557、1996年には2.387となっており、小選挙区下での1996年衆院選で競争率が大幅に高まっている。

⑤ 一票の重さ(=有権者数/定数)

定数あたりの有権者数である「一票の重さ」の値が大きいほど、一票の価値が軽くなるので有権者の投票意欲が減退し、また、政党や候補者など動員側にとっても、当選に必要な有権者数が大きくなると1人あたりの動員圧力が弱まるので、一票の重さの値が大きくなるほど、投票率は低くなると考えられる。

一票の重さの平均は、1986年には167,196,292、1993年には181,296,051、1996年には325,602,397となっており、小選挙区制下の1996年衆院選で、一票の重さが大幅に軽くなっている。

2. 選挙区の社会的特質に関わる説明変数

① 65歳以上の人口比(=65歳以上の人口/選挙区の総人口)

サーベイデータによる研究では、年齢が投票参加に及ぼす影響については以前から注目されてきたが、集合データによる研究では、宮野(宮野, 1989)と山田(山田, 1992)が共に「20代有権者比率」と選挙区の投票率の関係を検証しているが、「20代有権者比率」の説明力が、宮野の分析では強いものに対して、山田の分析では全く微弱であったという対照的な結果がでた。

西澤由隆(西澤, 1991)は、同じ年齢別人口比でも「65歳以上人口比」を説明変数として用い、その投票率の差異に対する説明力の強さを指摘している。

試みに、本稿で使用したデータを用いて「20代有権者比率」と、「65歳以上有権者比率」の双方を同時に、後述するような重回帰分析にかけてみたが、「65歳以上有権者比率」の方の説明力が

圧倒的に勝っていたため、本稿ではこちらを、年齢構成比の指標として、説明変数に採用した。

「65歳以上の人口比」の選挙区平均は、1986年には11.1%、1993年には16.1%、1996年には15.3%となっている。

② 単身世帯比（＝単身世帯数/選挙区の総人口）

これは、従来の日本の集合データによる投票率分析では扱われてこなかった要因であるが、単身世帯が多いほど、近隣とのつながりが弱く、地元における人的なネットワークを通じた動員・働きかけを受ける人が少なくなると思われるので、単身世帯比の高いところは投票率も低いと予想される。単身世帯比の平均の推移は、1986年には6.3%、1993年には8.6%、1996年には8.7%となっており、増加傾向にある。

③ 転入人口比（＝転入人口/選挙区の総人口）

これも、従来の日本の集合データによる分析では扱われてこなかった要因であるが、転入人口が多く新住民が多いほど、地元における人的なネットワークを通じた動員・働きかけを受けるであろう人が少なくなるし、また新住民は、まだ選挙権が地元で無かったり、地元の問題にまだあまりなじみが無く、関心も薄いと思われるので、転入人口の比率の高さは、低い投票率をもたらすと予想される。転入人口比の平均の推移は、1986年には4.9%、1993年には4.9%、1996年には5.1%となっている。

④ 昼人口絶対値（＝{1-昼間人口/選挙区の総人口}の絶対値をとったもの）

これも、従来の集合データによる分析では扱われてこなかった要因であるが、昼・夜の人口移動が激しい選挙区では、たとえば、居住地と勤務地が離れていて、居住地にとどまるのは夜間のみで、休日の場合によっては他地域に出かける人の場合のように、地元における人的なつながりを、あまり持たない人が多く、選挙区である居住地における動員を受けにくいということが考えられる。また、居住地と勤務地が離れているということは、居住地へのアイデンティティが薄く、地元の問題や候補に関心も薄いという可能性が高くなると考えられるので、昼夜の人口移動の激しさを示す昼人口絶対値の高さは、投票率の低さにつながるものと予想される。昼人口絶対値の選挙区平均の推移は、1986年には9.2%、1993年には12.8%、1996年には13.7%となっており、昼夜の移動が増加傾向にあることがわかる。

⑤ DID人口比（＝人口集中地区の人口/選挙区の総人口）

人口集中地区（densely inhabited district）とは、1 km²の人口密度が4,000人以上で、それが集団として合計5,000人以上まとまっている範囲をいうが、集合データを用いた選挙研究においては、選挙区の都市度（農村度）を示す指標として、しばしば用いられてきた。山田（山田，1992）

や、コックスら (Cox et al., 1999) は、この DID 人口比を投票率の選挙区間差異と最も関連の強い要因の1つとしてあげている。

DID 人口比の選挙区平均の推移は、1986 年には 53.6%、1993 年には 57.2%、1996 年には 61.1% となっており、都市化が現在も進行していることを示している。

⑥ 第一次産業比 (= 第一次産業就業者数/選挙区の総人口)

京極 (京極, 1959) は、この第一次産業比を「都市度」の指標として用いて分析し、農村型選挙区の投票率の高さに注目した。第一次産業比の選挙区平均の推移は、1986 年には 5.6%、1993 年には 3.9%、1996 年には 3.4% となっており、第一次産業に就業している人は、一貫して減少していることがわかる。

分 析

以上にあげた説明変数それぞれの投票率に対する説明力を比較するため、「選挙区ごとの投票率の差異」と「選挙区ごとの投票率の変動」をそれぞれ被説明変数とする重回帰分析を行った。

① 「選挙区ごとの投票率の差異」を被説明変数とする重回帰分析 (表2 参照)

表2の標準化回帰係数の値から、「接戦度」「DID 人口比」「65 歳以上の人口比」「単身世帯比」などが、「選挙区ごとの投票率の差異」と強い関連を持っていることがわかる。説明変数の影響の仕方については、ほぼ仮説のとおりである。10% 水準で有意な係数のうち、予想に反する影響の仕方をしたのは 1986 年の「政党数」のみである。ここでは、立候補者を出している政党数が多い選

表2: 「選挙区ごとの投票率の差異」を被説明変数とした重回帰分析

	1986	1993	1996
自民候補者数	0.060	-0.002	0.018
政党数	-0.167	0.092	-0.009
接戦度	-0.117	-0.146	-0.161
競争率	0.062	0.013	0.034
一票の重さ	-0.062	0.099	-0.089
65 歳以上比	0.300	0.630	0.390
単身世帯比	-0.260	-0.227	-0.082
転入比	0.021	-0.006	-0.039
昼人口絶対値	-0.057	-0.047	-0.021
DID 人口比	-0.269	-0.286	-0.260
第一次産業比	-0.003	0.002	0.096
R2 乗	0.791	0.783	0.603

※網掛けの数字は 10% 水準で有意な標準化回帰係数

挙区ほど投票率が低いという、予想とは逆の結果が出た。これは都市度の影響を、このモデルではコントロール（排除）し切れず、投票率が低い都市部で多党化が進んでいる現象を反映してしまったものと解釈できる。

接戦度の投票率への影響の強さについては従来から指摘されてきたことであるが(宮野, 1989) (山田, 1992) (Cox *et al.*, 1999), 本稿における分析でもそれは確認された。

DID 人口比の影響の強さについても山田 (山田, 1992) や、コックスら (Cox *et al.*, 1999) によって指摘されてきたことである。一方、京極 (京極, 1959) が、都市度の指標として用いた第一次産業比はいずれの選挙においても有意な関係を投票率との間に有していないという結果が出た。これは、京極の分析において見られた第一次産業比と投票率の関係は DID 人口比をはじめ他の変数と共に分析をしていれば消えるような擬似的なものであったのか、それとも時代的なものを反映しているのかは、1986 年衆院選以降というデータの制約上、本稿では検証できない。田中善一郎 (田中, 1980) が用いた都市度の指標である朝日新聞社の選挙区分類も、この第一次産業比と類似したものであるので、同様の問題が指摘できる。

先行研究との違いで目に付くのは、「65 歳以上の人口比」と「単身世帯比」の説明力の強さである。「65 歳以上の人口比」については、地方選挙の投票率の分析で西澤由隆が、その投票率に対する強い影響力を指摘した以外には (西澤, 1991), あまり取り上げられてこなかった要因である。しかし本稿における分析では、その説明力は DID 人口比の影響をも上回って、いずれの選挙においても最も影響力の強い要因となっている。

「単身世帯比」は、1996 年の選挙では有意な関係がないが、1986 年と 93 年に関しては、接戦度を上回り、DID 人口比と並ぶほどの影響力を投票率に対して有している。

選挙区の社会的特質のみを説明変数として重回帰分析を行ってみたところ (表 3), 「65 歳以上の人口比」と「単身世帯比」と比べた DID 人口比の投票率への影響はさらに低下している。このことから、従来指摘されてきた、DID 人口比や第一次産業比などを指標として主張されてきた「都市度」の投票率への影響力は、その多くの部分が、農村型選挙区の 65 歳以上の有権者人口の多さ

表 3: 「選挙区ごとの投票率の差異」を被説明変数とした重回帰分析
(説明変数が選挙区の社会的特質のみの場合)

	1986	1993	1996
65 歳以上比	0.333	0.585	0.430
単身世帯比	-0.228	-0.292	-0.104
転入比	-0.041	0.042	-0.047
昼人口絶対値	-0.021	-0.061	-0.016
DID 人口比	-0.347	-0.172	-0.153
第一次産業比	0.053	-0.003	0.129
R2 乗	0.749	0.755	0.570

※網掛けの数字は 10% 水準で有意な標準化回帰係数

や、都市部における単身世帯の多さなどの要因によって説明可能であった可能性も考えられる。あるいは時代の変化の影響も考えられるが、先述のように本稿ではデータの制約上、検証できない。

選挙区ごとの投票率に対する説明変数全体での総合的な説明力を示す「R2 乗」の値を見てみると、1986 年 0.791, 1993 年 0.783, 1996 年 0.603 となっている。

また、選挙区の競争状況と社会的特質の 2 種類の説明変数をそれぞれ別個に、重回帰分析にかけたところ、競争状況の説明力は、1986 年 0.596, 1990 年 0.451, 1996 年 0.352 であり、社会的特質の説明力 (表 3) は、1986 年 0.749, 1990 年 0.755, 1996 年 0.570 であった。選挙区ごとの投票率の差異を被説明変数とした分析では、いずれの年においても、選挙区の社会的特質の説明力の方が高いことがわかる。

② 「選挙区ごとの投票率の変動」を被説明変数とする重回帰分析

表 4 から、1986 年衆院選から 93 年衆院選にかけての「選挙区ごとの投票率の変動」と関連が強い変数としては、「自民党候補数」「政党数」「接戦度」「DID 人口比」「第一次産業比」のそれぞれの変化の影響があげられる。

1992 年の山田真裕の分析 (山田, 1992) は、日本で投票率の変動を被説明変数とした分析を行った数少ない例の一つであるが、そこにおいても接戦度の変化が投票率の変動に与える影響力の大きさは指摘されている。しかし、「DID 人口比」「第一次産業比」の変化の影響についてはごく小

表 4: 「選挙区ごとの投票率の 1986-93 年の変動」
を被説明変数とした重回帰分析¹⁾

	1986-93
自民候補者数変化	0.251
政党数変化	0.340
接戦度変化	-0.231
競争率変化	0.030
一票の重さ変化	0.118
65 歳以上比変化	0.075
単身世帯比変化	0.067
転入比変化	-0.022
昼人口絶対値変化	0.043
DID 人口比変化	-0.237
第一次産業比変化	0.0215
R2 乗	0.400

※網掛けの数字は 10% 水準で有意な標準化
回帰係数

¹⁾ 1992 年に定数は正が行われ、その影響で鹿児島 4 区 (奄美) は、鹿児島 1 区に統合された。それゆえ、1986-93 年の選挙区ごとの投票率変動についての重回帰分析では、条件を同じにするため、鹿児島 1 区、4 区は除外して分析を行った

さいとされている。「自民党候補数」「政党数」などの変化は、説明変数として取り上げられていなかった。

先行研究では取り上げられず、本稿における分析でも表2の投票率の選挙区間差異の分析においてはあまり影響力のなかった政党数が、投票率の変動の説明においては、強い影響力を持っていることは注目される。有権者にとっては、投票の際の政党の選択肢が増えたか減ったか、動員側にとっては一選挙区において得票を争うライバル政党が増えたか減ったかが、短期的な投票率変動をもたらす大きな要因になっていると考えられる。

選挙区の競争状況と社会的特質の2種類の説明変数をそれぞれ別個に、1986-1993年の投票率の変動を被説明変数とする重回帰分析にかけたところ、選挙の競争状況の説明力(R²乗)は0.277、社会的特質の説明力は、0.178であり、投票率の差異の場合と対照的に、競争状況の説明力の方が、社会的特質の説明力よりも強いことがわかる。

B. グロフマン (Grofman, 1995) は、「(合理的選択論は) 選択自体については説明困難な場合でも、選択の変化は説明することができる場合が多い。なぜフランス人がワイン好きで、ドイツ人がビール好きかという現状は説明できなくても、価格の影響がどのような変化を及ぼすかは説明可能である。」と合理的選択論を評しているが、投票参加に関する合理的選択論で主に注目される選挙の競争状況は、長期的・構造的な要因の説明よりは、短期的な投票率の変動の説明に、より適しているということが本稿で上げたデータに関しては言える。

結 び

説明変数の選択にあたっては、有権者の合理的選択行動によって投票参加を説明する「ピボタル・ヴォーター・モデル」のような限定的なモデルに依拠するのではなく、より幅広い枠組みで説明変数を選択することによって、「投票率の選挙区間差異」の説明変数としての「65歳以上人口比」や「単身世帯比」、「投票率の変動」の説明変数としての「政党数の変化」など、従来あまり取り上げられてこなかった要因の投票率との関連を見出すことができた。しかしそれが、先行研究が基づいていたモデルの限定性によるものか、それとも時代的な変化を反映しているのかは、データの制約上、本稿では検証できなかった。今後の課題としたい。また、なぜ「65歳以上人口比」や「単身世帯比」、「政党数の変化」などが投票率と強い関連を示すのかというメカニズムについては、今後、サーベイ・データを用いた分析などによって、さらに詳しく分析されるべきであろう。

本稿における分析の、投票参加の理論に対するインプリケーションという点については、本稿では、有権者の合理的選択に注目するモデル、動員側の合理的選択に注目するモデル、有権者の社会・心理的特性に注目するモデル、社会動員モデルなど、投票参加を説明する諸モデルのいずれか1つに依拠して分析枠組みを設定することをせず、それらを総合した多様な側面から説明変

数の選択・解釈を行ったが、合理的選択論で注目される、接戦度などの「選挙の競争状況」の要因が、投票率の短期的変動の説明に、より適しており、投票率の社会・心理的モデルや社会動員モデルで注目される、都市度などの「選挙区の社会的特質」の要因は、投票率の選挙区間差異の説明に、より適合的であるという分析結果を得た。投票参加を説明する諸モデルと、そのモデルから演繹・選択される説明変数群が、投票率のどの側面をとらえているのか、たとえば投票参加の「長期的な構造」をとらえているのか、「短期的な変動」をとらえているのか等については、今後、さらなるモデル間の比較・検討が行われる必要がある。

また、それらの諸モデルは、投票参加のあり方のそれぞれ一部の真実をとりあげているのではあるが、今後は、モデル間の説明力の比重、相互作用などを明らかにしていくことを通じて、総合的な投票参加の分析枠組みを構想していく必要があるのではないだろうか。

引用文献

- 浅野正彦 (1998) 「国政選挙における地方政治家の選挙動員」、『選挙研究』第13号
- 京極純一 (1959) “Urban-Rural Differences in Voting Behavior in Postwar Japan”, 東大教養学部『社会科学紀要』
- 小林良彰 (1985) 『計量政治学』(成文堂)
- 田中善一郎 (1980) 「雨の選挙学」、『通産ジャーナル』1980年10月号
- 西澤由隆 (1991) 「地方選挙における投票率—合理的有権者の投票行動—」、『都市問題』第82巻, 第10号
- 宮野 勝 (1989) 「総選挙における投票率の説明」、『社会学評論』第40巻2号
- 山田真裕 (1992) 「投票率の要因—1979-86年総選挙」、『選挙研究』第7号
- Barton, A. (1968), “Bringing society back in”, *American Behavioral Scientist*, vol. 12
- Cox, G.W., Frances M. Rosenbluth and Michael F. Thies (1999), “Mobilization, Social Networks and Turnout: Evidence from Japan”, *World Politics*, vol. 50
- Grofman, B. (1995), “Is Turnout the Paradox That Ate Rational Choice Theory?”, Grofman, B. ed., *Information, Participation and Choice: An Economic Theory of Democracy in Perspective*
- Robinson, W. (1950), “Ecological correlations and the behavior of individuals”, *American Sociological Review*, vol. 15
- Scarborough, E. (1991), “Micro and macro analysis of elections”, *European Journal of Political Research*, vol. 19